

<https://doi.org/10.21122/1029-7448-2020-63-5-393-410>

УДК 621.311.22

## **Контроль достоверности измерений нагрузки промышленного предприятия на основе анализа динамики ее изменений**

**В. А. Анищенко<sup>1)</sup>, Т. В. Писарук<sup>1)</sup>**

<sup>1)</sup>Белорусский национальный технический университет (Минск, Республика Беларусь)

© Белорусский национальный технический университет, 2020  
Belarusian National Technical University, 2020

**Реферат.** Нормированная точность установленных средств измерений определяет запланированную точность измерений суточной активной нагрузки промышленного предприятия. Для ее поддержания в ходе эксплуатации могут применяться синтаксические и семантические методы контроля достоверности измерений нагрузки. При синтаксическом контроле диагностируется состояние средств измерений, собирающих и обрабатывающих информацию о нагрузке предприятия. Семантический контроль основывается на использовании вероятностных характеристик измеряемой нагрузки. Условием, необходимым для осуществления семантического контроля, является наличие информационной избыточности о значениях контролируемой нагрузки. Возможен контроль по предельным значениям (уставкам) нагрузки, когда известна априорная информация о нижней и верхней границах, в которых могут находиться достоверно измеренные значения нагрузки в нормальном режиме работы предприятия. В статье рассмотрены методы контроля, использующие апостериорную избыточную информацию о динамике изменений нагрузки на различных участках суточного графика. К этим методам относят контроль по первым приращениям нагрузки, характеризующим скорость ее изменений, а также контроль с помощью линейной и нелинейной экстраполяции первых приращений. Приведены результаты анализа вероятностных характеристик суточной активной нагрузки предприятия и ее первых приращений, характеризующих скорость изменения нагрузки. Показано влияние вероятностных характеристик первых приращений нагрузки на границы принятия решения о достоверности измерений. Проведен сравнительный анализ эффективности методов контроля достоверности по первым приращениям нагрузки и их экстраполированным значениям на примере измерений суточных графиков активной нагрузки ОАО «Минский моторный завод».

**Ключевые слова:** нагрузка промышленного предприятия, первые приращения нагрузки, вероятностные характеристики нагрузки, информационная избыточность, контроль достоверности измерений

**Для цитирования:** Анищенко, В. А. Контроль достоверности измерений нагрузки промышленного предприятия на основе анализа динамики ее изменений / В. А. Анищенко, Т. В. Писарук // *Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ*. 2020. Т. 63, № 5. С. 393–410. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2020-63-5-393-410>

---

### **Адрес для переписки**

Анищенко Вадим Андреевич  
Белорусский национальный технический университет  
просп. Независимости, 65/2  
220013, г. Минск, Республика Беларусь  
Тел.: +375 17 292-65-52  
epp@bntu.by

### **Address for correspondence**

Anishchenko Vadim A.  
Belarusian National Technical University  
65/2, Nezavisimosty Ave.,  
220013, Minsk, Republic of Belarus  
Tel.: +375 17 292-65-52  
epp@bntu.by

---

## Monitoring the Accuracy of Measurements the Load of Industrial Enterprises

V. A. Anishchenko<sup>1)</sup>, T. V. Pisaruk<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Belarusian National Technical University (Minsk, Republic of Belarus)

**Abstract.** The normalized accuracy of the installed measuring instruments determines the scheduled measurement accuracy of the daily active load of an industrial enterprise. To maintain it during operation, syntactic and semantic methods can be used to control the reliability of load measurements. During syntactic control, the state of measuring instruments that collect and process information about the enterprise's load is diagnosed. Semantic control is based on the use of probabilistic characteristics of the measured load. The condition necessary for semantic control is the presence of information redundancy about the values of the monitored load. It is possible to control the load limit values (settings) when a priori information is known about the lower and upper limits in which reliably measured load values in normal operation of the enterprise may be contained. The article considers control methods that use a posteriori redundant information about the dynamics of load alterations in various sections of the daily schedule. These methods include monitoring by the first increments of the load, which characterize the speed of its alterations, as well as control using linear and nonlinear extrapolations of the first increments. The results of the analysis of probabilistic characteristics of the daily active load of the enterprise and its first increments, which characterize the rate of load change, are presented. The effect of probabilistic characteristics of the first load increments on the boundaries of making a decision about the reliability of measurements is demonstrated. A comparative analysis of the effectiveness of reliability control methods based on the first load increments and their extrapolated values has been carried out on the example of measurements of daily active load schedules of the "Minsk Motor Plant" JSC.

**Keywords:** load of an industrial enterprise, first increments of load, probabilistic characteristics of load, information redundancy, control of measurement reliability

**For citation:** Anishchenko V. A., Pisaruk T. V. (2020) Monitoring the Accuracy of Measurements the Load of Industrial Enterprises. *Energetika. Proc. CIS Higher Educ. Inst. and Power Eng. Assoc.* 63 (5). 393–410. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-63-5-393-410> (in Russian)

### Введение

Методы оперативного контроля измерительной информации можно разделить на синтаксические и семантические. При синтаксическом контроле результаты измерений рассматриваются как последовательность некоторых символов, связанных между собой определенными конструктивными правилами в рамках формализованной системы. При таком контроле диагностируется состояние средств измерений, собирающих и обрабатывающих измерительную информацию, методами аппаратно-логического контроля с помощью различных цифровых кодов [1–4].

При семантическом (смысловом) контроле недостоверные измерения обрабатываются за счет использования характеристик контролируемого процесса. Семантический контроль доопределяет на содержательном уровне синтаксический контроль и повышает разрешающую способность контроля, т. е. вероятность обнаружения недостоверно измеренных переменных [5].

Необходимым условием контроля достоверности является наличие информационной избыточности об измеряемых переменных. Контроль достоверности измерений нагрузки промышленного предприятия может быть осуществлен методом предельных значений путем использования априорной (доопытной) информации о нижней и верхней границах, в которых могут находиться в нормальных условиях эксплуатации значения суммарной нагрузки предприятия. Достоверными признаются результаты измерений, попадающие в диапазон между этими границами. Однако нагрузка большинства промышленных предприятий сильно изменяется в течение суток, что резко усложняет определение границ принятия решения о достоверности измерений и затрудняет реализацию метода предельных значений.

Ниже рассматриваются методы контроля достоверности по первым приращениям нагрузки и их экстраполированным значениям. Первые приращения характеризуют скорость изменения нагрузки и обеспечивают апостериорную избыточность информации о значениях нагрузки, образующих первые приращения.

### Математическая модель первых приращений нагрузки

Суточные измерения активной нагрузки промышленных предприятий носят, как правило, циклический характер. Они представляют собой нестационарный случайный процесс  $P(t)$ , состоящий из низкочастотной детерминированной функции  $P_{нч}(t)$  и высокочастотной случайной составляющей  $P_{вч}(t)$

$$P(t) = P_{нч}(t) + P_{вч}(t). \quad (1)$$

Оперативный, в темпе технологического процесса, контроль достоверности измерений нагрузки возможен по предельным ее значениям (метод «вилкок») [1, 2]. Условие достоверности в этом случае выглядит следующим образом:

$$a(t) \leq P(t) \leq b(t), \quad (2)$$

где  $a(t)$ ,  $b(t)$  – нижняя и верхняя границы допустимых (достоверно измеренных) значений нагрузки в нормальном режиме работы предприятия, которые практически все время изменяются из-за нестационарности суточного графика нагрузок предприятия.

Для определения границ  $a(t)$  и  $b(t)$  необходимо прогнозировать низкочастотную составляющую  $P_{нч}(t)$ , что представляет собой сложную трудоемкую задачу [5]. Далее рассматривается альтернативный метод контроля достоверности измерений на основе анализа ее первых приращений, который не требует прогноза низкочастотной составляющей нагрузки. Сущность метода состоит в сравнении скорости изменения нагрузки с ее предельно допустимым (достоверным) значением. После дискретизации суточного графика нагрузки и перехода от непрерывного случайного про-

цесса к случайной последовательности динамику изменений нагрузки характеризуют ее первые приращения.

Первое приращение за интервал времени  $(t, t-h)$  представляет собой разность результатов измерений нагрузки  $P(t)$  и  $P(t-h)$ , произведенных в моменты времени  $t$  и  $t-h$ , где  $h$  – интервал временной дискретизации процесса [6]

$$\Delta P(t, t-h) = P(t) - P(t-h). \quad (3)$$

Первые приращения образуют последовательность случайных функций с целочисленными значениями аргументов  $(t, t-h)$ . Вероятностные характеристики случайного непрерывного процесса изменений нагрузки остаются в силе и применительно к случайной последовательности. Общепринято, что распределение высокочастотной составляющей нагрузки достаточно близко к нормальному. Тогда можно считать, что первые приращения также подчиняются нормальному закону с функцией распределения плотности вероятностей [7]

$$f[\Delta P] = \frac{1}{\sigma_{\Delta P} \sqrt{2\pi}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{\Delta P - M}{\sigma_{\Delta P}} \right)^2 \right], \quad (4)$$

где  $\sigma_{\Delta P}$  – среднеквадратичное значение первых приращений;  $M$  – математическое ожидание (центр распределения) первых приращений.

На рис. 1 показана кривая функции распределения плотности симметричного нормального распределения первых приращений, где  $\gamma$  – граница достоверности, определяющая недостоверные (область 1) и достоверные (область 2) измерения.

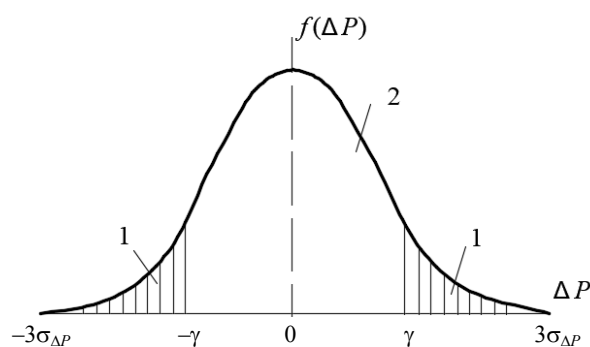


Рис. 1. Кривая плотности симметричного распределения первых приращений нагрузки

Fig. 1. The density curve of the symmetric distribution of first load increments

Дисперсия  $D_{\Delta P} = \sigma_{\Delta P}^2$  характеризует рассеяние измеренных первых приращений относительно центра распределения. Достоверность первого приращения позволяет считать достоверными образующие его результаты измерений нагрузки.

В теории и практике оценки надежности информационно-измерительных систем при выборе предела допустимой погрешности средства измерения, т. е. наибольшего устанавливаемого нормированного документами значения, при котором результаты измерений признаются достоверными, используется понятие квантильных оценок [8, 9]. Этот подход предлагается распространить и на задачу нормирования достоверности первых приращений нагрузки промышленного предприятия.

Квантиль  $K_p$  ограничивает интервал достоверных значений первых приращений в нормальных условиях эксплуатации предприятия с назначенной доверительной вероятностью  $p$ . Выбор квантиля  $K_p$  из-за случайной природы погрешностей измерений в значительной степени субъективен, и при решении технических задач надежности используют различные его значения. При контроле достоверности измерений часто назначают квантиль  $K_{0,8}$  с доверительной вероятностью  $p = 0,8$ . Тогда предельно допустимое отклонение первого приращения от центра симметричного распределения при нормальном законе

$$\Delta_{0,8} = K_{0,8} \sigma_{\Delta P} = 1,3 \sigma_{\Delta P}. \quad (5)$$

В этом случае интерквантильный промежуток протяженностью  $2\Delta_{0,8}$  включает в себя 80 % всех возможных случайных значений первых приращений нагрузки.

При отсутствии надежных данных о законе распределения первых приращений целесообразно использовать квантиль  $K_{0,9}$  с доверительной вероятностью  $p = 0,9$ . Тогда имеет место одно и то же соотношение между отклонениями  $\Delta_{0,9}$  и среднеквадратичным значением  $\sigma_{\Delta P}$  вне зависимости от вида закона распределения

$$\Delta_{0,9} = K_{0,9} \sigma_{\Delta P} = 1,6 \sigma_{\Delta P}. \quad (6)$$

Интерквантильный промежуток  $2\Delta_{0,9}$  охватывает 90 % возможных значений первых приращений.

При асимметричном распределении первых приращений, обусловленном отличным от нуля средним значением ( $M \neq 0$ ), рекомендуется использовать доверительную вероятность  $p = 0,95$  и предельно допустимое отклонение

$$\Delta_{0,95} = K_{0,95} \sigma_{\Delta P} = 2,0 \sigma_{\Delta P}. \quad (7)$$

### **Алгоритм контроля достоверности измерений нагрузки методом первых приращений**

Первое приращение нагрузки содержит две составляющие: истинное значение первого приращения  $\Delta P_{и}(t, t-h)$  и погрешность его определения  $\Delta n(t, t-h)$

$$\Delta P(t, t-h) = \Delta P_n(t, t-h) + \Delta n(t, t-h). \quad (8)$$

Истинное значение первого приращения представляет собой разность истинных значений нагрузки в смежные моменты времени  $P_n(t)$  и  $P_n(t-h)$

$$\Delta P_n(t, t-h) = P_n(t) - P_n(t-h). \quad (9)$$

Погрешность расчета первого приращения равна разностям погрешностей измерений нагрузки в эти же моменты времени  $n(t)$  и  $n(t-h)$

$$\Delta n(t, t-h) = n(t) - n(t-h). \quad (10)$$

Условие достоверности первого приращения  $\Delta P(t, t-h)$  и соответственно достоверности измерений нагрузки  $P(t)$  и  $P(t-h)$  выглядит следующим образом:

$$\gamma_1 \leq \Delta P(t, t-h) \leq \gamma_2. \quad (11)$$

Для определения границ принятия решения о достоверности  $\gamma_1$  и  $\gamma_2$  необходимо знать тренд, характеризующий среднюю скорость изменения нагрузки на различных участках суточного графика. Количественным показателем тренда является математическое ожидание первого приращения, рассчитываемое по формуле

$$M = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \Delta P_i, \quad (12)$$

где  $n$  – число измерений на рассматриваемом участке суточного графика нагрузки.

Дисперсия первых приращений нагрузки

$$D_{\Delta P} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n (\Delta P_i - M)^2. \quad (13)$$

При положительном тренде, когда низкочастотная детерминированная составляющая нагрузки  $P_{нч}(t)$  возрастает, положительные первые приращения преобладают над отрицательными. В случае отрицательного тренда низкочастотная составляющая нагрузки снижается, и отрицательные первые приращения больше положительных.

Границы принятия решения о достоверности первого приращения зависят от математического ожидания и предельно допустимого отклонения от него  $\Delta_p$ , определенного согласно (5), (6) или (7).

Нижняя граница достоверности первого приращения

$$\gamma_1 = M - \Delta_p. \quad (14)$$

Верхняя граница достоверности первого приращения

$$\gamma_2 = M + \Delta_p. \quad (15)$$

Диапазон достоверных значений (интерквантильный промежуток) первых приращений нагрузки определяется границами (14) и (15).

Дисперсия первых приращений нагрузки равна сумме дисперсий  $D_1$  и  $D_2$

$$D_{\Delta P} = D_1 + D_2. \quad (16)$$

Дисперсия  $D_1$  характеризует рассеяние неизвестных истинных значений первых приращений  $\Delta P_{и}(t, t-h)$ , представляющих, согласно (9), разности истинных значений нагрузки в моменты времени  $t$  и  $t-h$ . С увеличением тренда нагрузки дисперсия  $D_1$  возрастает. Дисперсия  $D_2$  характеризует рассеяние первых приращений из-за погрешностей средств измерений и практически одна и та же на любом временном участке суточного графика нагрузки при отсутствии грубых погрешностей.

Возникает проблема определения границ достоверных первых приращений, поскольку их истинные значения недоступны для наблюдений и неясно, действительно ли изменилось истинное значение нагрузки или же нагрузка измерена с недопустимо большой погрешностью. Предлагается решать эту проблему, взяв за основу результаты калибровки измерительных каналов автоматизированной системы коммерческого учета электрической энергии предприятия.

Нормативный документ [10], регламентирующий калибровку, устанавливает, что до ее проведения производится регулировка или ремонт объекта калибровки. Это устраняет причины появления недопустимо больших погрешностей измерения нагрузки. По результатам калибровки устанавливается предельно допустимое отклонение нагрузки (относительная расширенная неопределенность) с заданной доверительной вероятностью. Этому предельно допустимому отклонению нагрузки соответствует предельно допустимое отклонение ее первого приращения  $\Delta_p$ . Рассчитав сразу после окончания калибровки вероятностные характеристики (дисперсию, математическое ожидание) первых приращений, их предельно допустимое отклонение, по (14) и (15) определяем границы принятия решения о достоверности первых приращений. Периодически повторяя эту проверку с определенным интервалом (порядка нескольких недель, месяцев) и сравнивая новые предельно допустимые отклонения первых приращений нагрузки с теми их значениями, которые были рассчитаны сразу после проведения калибровки, можно своевременно определять появление грубых и систематических погрешностей измерения и принимать решения о необходимости проведения новой калибровки. Это дает возможность перейти от жестко регламентируемой продолжительности межкалибровочного интервала измерений к интервалу, определяемому в зависимости от фактической точности измерений в текущий момент времени.

Более строгое обоснование эквивалентности контроля достоверности измерений по предельным значениям нагрузки и по ее первым приращениям можно получить путем анализа корреляционной функции нагрузки и погрешности дифференцирования дискретно измеренных величин нагрузки [11].

### **Алгоритм контроля достоверности измерений нагрузки на основе экстраполяции первых приращений фильтром с постоянной структурой**

Границы принятия решения о достоверности первого приращения нагрузки сильно зависят от его предельно допустимого отклонения от центра распределения  $\Delta_p$ , т. е. от доверительной вероятности  $\rho$ . Обосновать величину  $\rho$ , исходя только из чисто метрологических соображений, вряд ли возможно. Очевидно, доверительную вероятность следует назначить с учетом технико-экономических последствий, к которым она может привести. Не затрагивая дискуссионный вопрос о выборе доверительной вероятности при контроле достоверности измерений нагрузки промышленного предприятия, устраивающей как потребителей, так и производителей электроэнергии, рассмотрим возможность обоснованного сужения диапазона достоверных результатов измерений при одной и той же доверительной вероятности. Этого можно достигнуть переходом от контроля по первым приращениям к контролю по их экстраполированным значениям.

Условие достоверности при использовании экстраполирующего фильтра выглядит следующим образом [6]:

$$\gamma_1 \leq \Delta P_3(t) \leq \gamma_2, \quad (17)$$

где  $\Delta P_3(t)$  – экстраполированное первое приращение нагрузки, определяемое как разность измеренного в текущий момент времени  $t$  значения нагрузки  $P(t)$  и экстраполированного в предыдущий момент времени  $t - \tau$  значения  $P_3(t)$  на текущий момент времени

$$\Delta P_3(t) = P(t) - P_3(t); \quad (18)$$

$\tau$  – интервал экстраполяции;  $\gamma_1, \gamma_2$  – нижняя и верхняя границы достоверности.

Если известна спектральная плотность или автокорреляционная функция стационарных случайных колебаний контролируемой переменной  $P(t)$ , можно синтезировать оптимальную структуру линейного экстраполирующего фильтра по критерию максимума среднеквадратичной погрешности экстраполяции методом Винера – Колмогорова [12]. При отсутствии или недостаточно точной информации о вероятностных характеристиках случайных колебаний нагрузки приемлемый для решения задачи контроля достоверности результат обеспечивает фильтр, состоящий из усилительного



с коэффициентом  $k_0$  звена и дифференцирующего с коэффициентом  $k$  звена, где  $s = d/dt$  – оператор дифференцирования [5, 13–15]

$$L(s) = k_0 + ks. \quad (19)$$

Экстраполированное значение нагрузки на выходе линейного фильтра  $L(s)$

$$P_3(t) = k_0 P(t-h) + k[P(t-h) - P(t-2h)], \quad (20)$$

где  $\tau$  – интервал экстраполяции, принят равным интервалу дискретизации процесса  $h$ .

В случае относительно небольших, порядка нескольких минут, интервалах экстраполяции нагрузки предприятия можно считать коэффициент усилительного звена примерно равным единице, и тогда (20) принимает вид

$$P_3(t) = P(t-h) + k[P(t-h) - P(t-2h)]. \quad (21)$$

При равном нулю коэффициенте при первом приращении получаем наивную, т. е. по правилу «без изменений», экстраполяцию, когда экстраполированное значение переменной равно предшествующему последнему результату измерения

$$P_3(t) = P(t-h). \quad (22)$$

В этом частном случае контроль с помощью наивной экстраполяции эквивалентен контролю по первым приращениям.

Нижняя  $\gamma_1$  и верхняя  $\gamma_2$  границы принятия решения при контроле с линейной экстраполяцией принимаются равными границам при контроле по первым приращениям без экстраполяции (14), (15), что позволит сравнить разрешающие способности обоих методов контроля.

Погрешность экстраполированных первых приращений подчиняется нормальному закону распределения

$$f(\Delta P_3) = \frac{1}{\sigma_{\Delta P_3} \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\Delta P_3^2}{2\sigma_{\Delta P_3}^2}\right]. \quad (23)$$

Дисперсия экстраполированных первых приращений  $D_{\Delta P_3} = \sigma_{\Delta P_3}^2$  определяется путем статистической обработки реализации нагрузки

$$D_{\Delta P_3} = \frac{1}{n-2} \sum_3^n (\Delta P_{3,i} - M)^2, \quad (24)$$

где  $n$  – число измерений в реализации.

Дисперсия  $D_{\Delta P, \varepsilon}$  зависит от коэффициента  $k$  экстраполирующего фильтра. Оптимальным принимается значение этого коэффициента, которое минимизирует дисперсию и повышает разрешающую способность контроля достоверности за счет уменьшения вероятности пропуска грубой погрешности измерения. Таким образом, можно обоснованно увеличить фактическую доверительную вероятность при одних и тех же границах достоверности  $\gamma_1, \gamma_2$ . Замена недостоверных результатов измерений наиболее вероятными значениями позволит уменьшить неоправданно завышенную оценку потребляемой предприятием электроэнергии при одном и том же уровне доверительной вероятности.

### **Алгоритм контроля достоверности измерений нагрузки на основе экстраполяции первых приращений фильтром с переменной структурой**

Эффективность контроля достоверности по условию (12) зависит от точности экстраполяции первых приращений нагрузки  $\Delta P_s$  (18). Экстраполирующий фильтр с переменной структурой, обусловленной бинарностью коэффициента при первом приращении, позволит повысить точность экстраполяции по сравнению с фильтром с постоянной структурой.

Способ применения экстраполяции при проведении контроля достоверности принципиально иной по сравнению с ее использованием в задачах автоматического регулирования. Отличие состоит в том, что при регулировании в текущий момент времени формирования управляющего сигнала  $t$  еще не известно значение регулируемой переменной в момент времени  $t + \tau$ , в то время как при контроле достоверности результат экстраполяции переменной  $P_s(t)$ , произведенной в предыдущий момент времени  $t - h$ , уже известен, и можно его сравнить с фактическим, измеренным в момент времени  $t$ , значением переменной  $P(t)$ .

Если контроль достоверности в предыдущем временном цикле измерений  $t - h, t - 2h$  показал достоверность первого экстраполированного приращения  $\Delta P(t - h, t - 2h)$ , это является свидетельством того, что результат измерений нагрузок  $P(t)$  и  $P(t - 2h)$  не содержит грубых погрешностей. Следовательно, достоверность первого экстраполированного приращения  $\Delta P(t, t - h)$  в последующем цикле  $t, t - h$  зависит только от точности текущего измерения  $P(t)$  и признаком недостоверности  $\Delta P(t, t - h)$  и соответственно измеренного значения нагрузки  $P(t)$  будет слишком большое рассогласование  $P(t)$  и его экстраполированного в момент времени  $t - h$  значения  $P_s(t)$ , рассчитанного по результатам измерений  $P(t - h)$  и  $P(t - 2h)$ .

Точность экстраполяции случайной последовательности нагрузки резко снижается от перемены знака первого приращения при переходе от предыдущего  $t - h, t - 2h$  к последующему  $t, t - h$  циклу контроля. Отсюда появилась идея исключить возникающую при этом большую погрешность

экстраполяции путем замены экстраполирующего фильтра с постоянной структурой фильтром с переменной структурой, которая определяется бинарным значением коэффициента при первом приращении. Принимаем одно из двух значений этого коэффициента согласно следующему правилу [6, 13]:

$$k = \begin{cases} k_{\text{опт}}, & \text{если } \frac{P(t) - P(t-h)}{P(t-h) - P(t-2h)} \geq 0; \\ 0, & \text{если } \frac{P(t) - P(t-h)}{P(t-h) - P(t-2h)} < 0. \end{cases} \quad (25)$$

В случае, когда первые приращения  $\Delta P(t, t-h)$  и  $\Delta P(t-h, t-2h)$  разноименные, принимается коэффициент  $k = 0$  и имеет место линейная экстраполяция по правилу «без изменений» (рис. 2). В противном случае при  $k = k_{\text{опт}}$  получаем оптимальную статистическую экстраполяцию (рис. 3).

Экстраполяция с применением фильтра переменной структуры уменьшит вероятность пропуска грубой погрешности измерения и повысит разрешающую способность контроля по сравнению с экстраполяцией фильтром постоянной структуры и тем более при контроле по первым приращениям без экстраполяции.

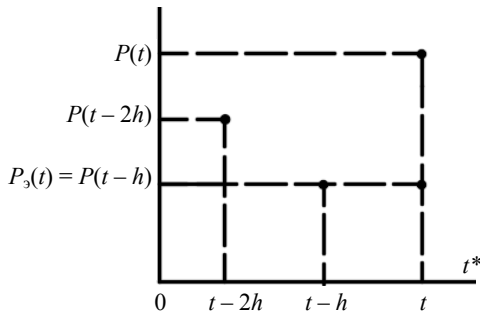


Рис. 2. Экстраполяция первых приращений нагрузки по правилу «без изменений»

Fig. 2. Extrapolation of the first load increments according to the “no changes” rule

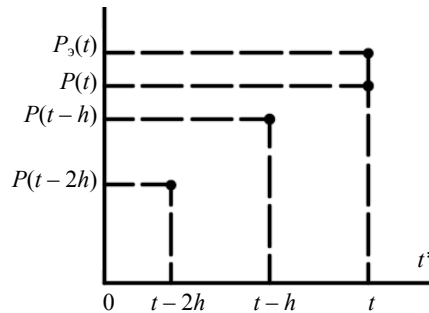


Рис. 3. Статистическая экстраполяция первых приращений нагрузки

Fig. 3. Statistical extrapolation of the first load increments

Нижняя и верхняя границы принятия решения о достоверности на основе экстраполирующего фильтра с переменной структурой остаются такими же, как без экстраполяции и с экстраполяцией фильтром с постоянной структурой.

Дисперсия первых приращений, экстраполированных фильтром с переменной структурой, равна

$$D_{\Delta P, \vartheta}^* = \frac{1}{n-2} \sum_3^n (\Delta P_{\vartheta, i}^* - M)^2, \quad (26)$$

где  $\Delta P_{\vartheta, i}^*$  – экстраполированное первое приращение при  $k_0 = 1$  и  $k = \text{var}$  согласно (25).

### Апробация методов контроля достоверности измерений нагрузки

Апробация предлагаемых методов контроля достоверности на основе анализа первых приращений нагрузки и ее экстраполированных значений проведена на примере ОАО «Минский моторный завод». На рис. 4 представлены участки графика активной нагрузки в утренние часы в будние дни недели.

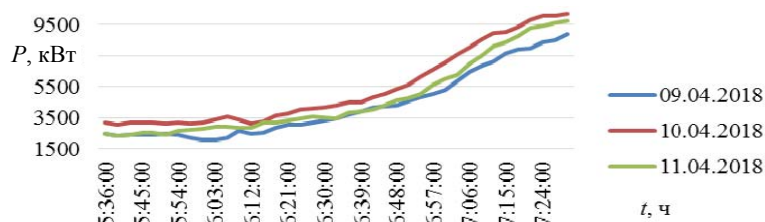


Рис. 4. Графики утренней нагрузки ОАО «Минский моторный завод»

Fig. 4. Graphs of the morning load of “Minsk Motor Plant” JSC

Интервал дискретизации графика составлял  $h = 3$  мин. На рис. 5 изображены первые приращения нагрузки на этом участке графика.

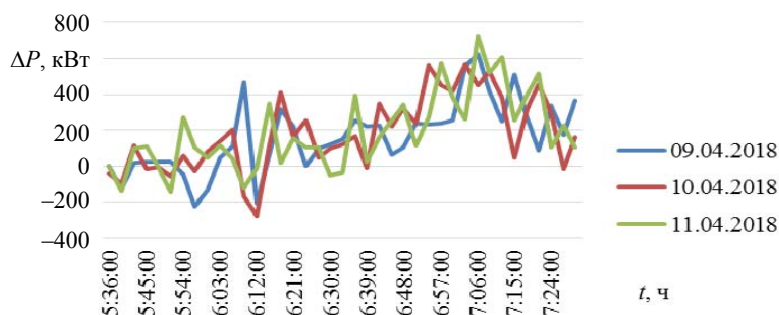


Рис. 5. Первые приращения нагрузки ОАО «Минский моторный завод» в утренние часы

Fig. 5. First increments of load of the “Minsk Motor Plant” JSC in the morning

Участки графика со стабильной нагрузкой в дневные часы и соответствующие первые приращения показаны на рис. 6, 7.

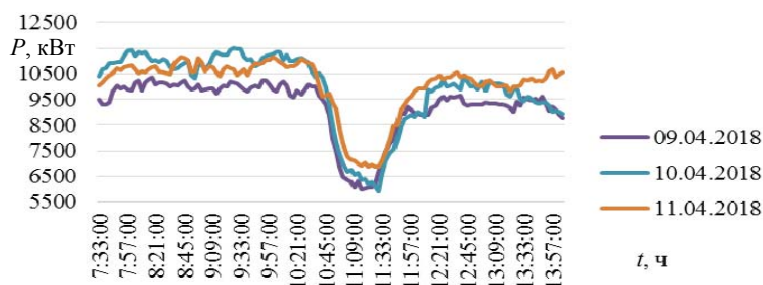


Рис. 6. Графики дневной нагрузки ОАО «Минский моторный завод»

Fig. 6. Graphs of the daytime load of “Minsk Motor Plant” JSC

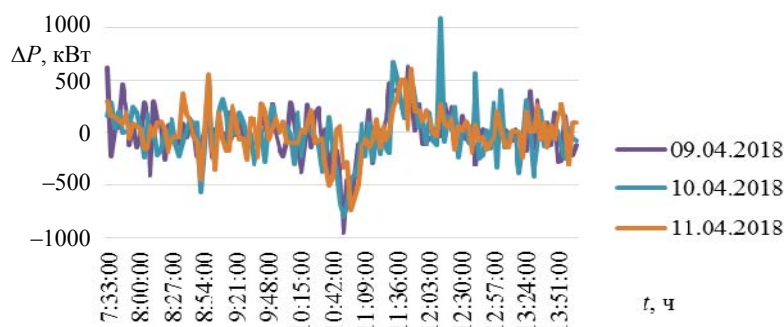


Рис. 7. Первые приращения нагрузки ОАО «Минский моторный завод» в дневные часы

Fig. 7. First increments of load of the “Minsk Motor Plant” JSC in the daytime

Аналогичные графики в послеобеденные часы приведены на рис. 8, 9.

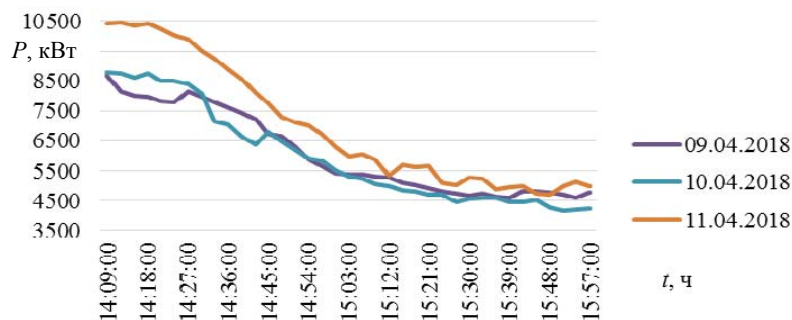


Рис. 8. Графики послеобеденной нагрузки ОАО «Минский моторный завод»

Fig. 8. Graphs of the afternoon load of “Minsk Motor Plant” JSC

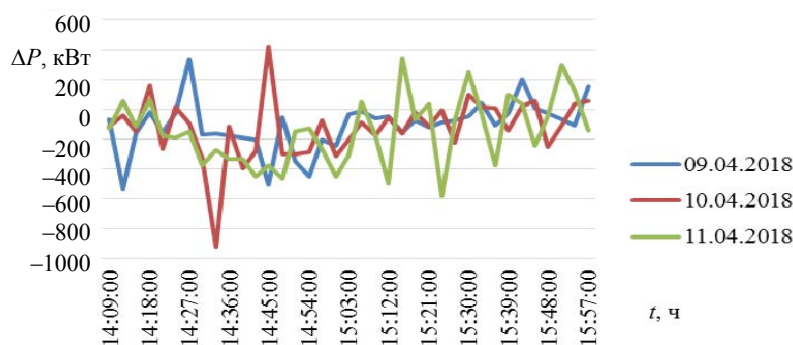


Рис. 9. Первые приращения нагрузки ОАО «Минский моторный завод» в послеобеденные часы

Fig. 9. First increments of load of the “Minsk Motor Plant” JSC in the afternoon

Анализ плотностей распределения первых приращений нагрузки Минского моторного завода показал, что их распределение достаточно точно описывается нормальным законом (рис. 10–12).

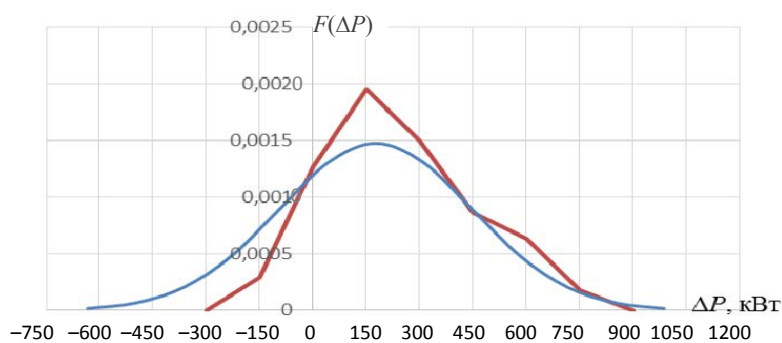


Рис. 10. График плотности распределения первых приращений нагрузки в утренние часы

Fig. 10. The graph of density of distribution of the first load increments in the morning

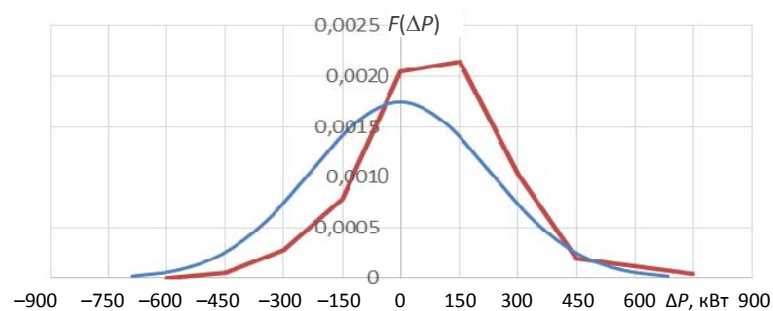


Рис. 11. График плотности распределения первых приращений нагрузки в дневные часы

Fig. 11. The graph of density of distribution of the first load increments in the daytime

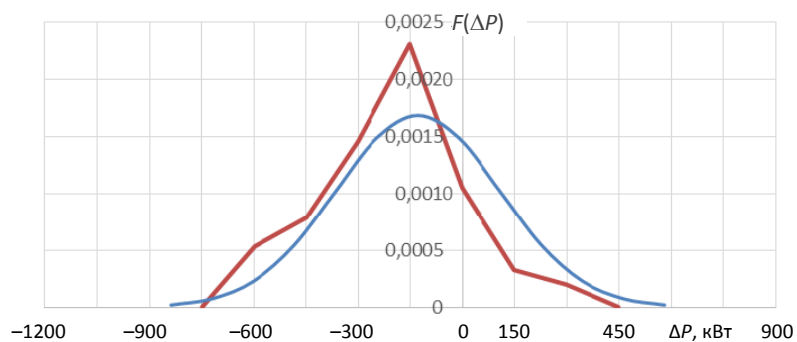


Рис. 12. График плотности распределения первых приращений нагрузки в послеобеденные часы

Fig. 12. The graph of density of distribution of the first load increments in the afternoon

В табл. 1 приведены результаты расчетов дисперсий первых приращений («наивная» экстраполяция с  $k = 0$ ) и их линейно и нелинейно экстра-

полированных значений с оптимальными величинами коэффициента  $k$  при первом приращении.

Таблица 1

## Дисперсия первых приращений нагрузки и их экстраполированных значений

## Variance of the first load increments and their extrapolated values

Время суток	$D_{\Delta P}, \text{МВт}^2, k=0$	$D_{\Delta P, \text{э}}, \text{МВт}^2$	$D_{\Delta P, \text{э}}^*, \text{МВт}^2$
Утреннее	71871,48	34473,56, $k_{\text{опт}} = 0,7$	25620,29, $k_{\text{опт}} = 0,9$
Дневное	38517,70	38517,70, $k_{\text{опт}} = 0$	30530,94, $k_{\text{опт}} = 0,6$
Послеобеденное	60732,39	51697,21, $k_{\text{опт}} = 0,4$	40308,39, $k_{\text{опт}} = 0,7$

Зависимости границ принятия решения о достоверности измерений (14), (15), одинаковых как при экстраполяции, так и без нее, от доверительной вероятности в различные часы суточной нагрузки показаны на рис. 13.

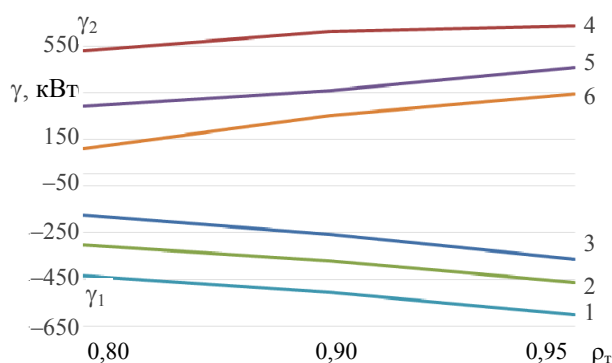


Рис. 13. Границы достоверности в утренние (кривые 3, 4), дневные (кривые 2, 5) и послеобеденные часы (кривые 1, 6)

Fig. 13. Confidence limits in the the morning (curves 3, 4), daytime (curves 2, 5) and afternoon (curves 1, 6)

В табл. 2 приведены теоретические  $\rho_T$  и фактические  $\rho_{\text{факт}}$  доверительные вероятности, характеризующие разрешающую способность контроля достоверности по первым приращениям и их экстраполированным значениям.

Теоретические доверительные вероятности соответствуют выражениям (5)–(7), фактические рассчитывались по формуле

$$\rho_{\text{факт}} = \frac{r_{\text{д}}}{r_{\text{нд}} + r_{\text{д}}}, \quad (27)$$

где  $r_{\text{д}}$ ,  $r_{\text{нд}}$  – количество достоверных и недостоверных результатов измерений.

Анализ приведенных в табл. 2 результатов расчета доверительных вероятностей показал, что контроль достоверности по экстраполированным первым приращениям повышает разрешающую способность контроля в утренние и послеобеденные часы работы.

Таблица 2

**Теоретические и фактические доверительные вероятности**  
**Theoretical and actual confidence probabilities**

Метод контроля достоверности	Доверительная вероятность								
	$\rho_T = 0,80$			$\rho_T = 0,90$			$\rho_T = 0,95$		
	$r_d$	$r_{нд}$	$\rho_{факт}$	$r_d$	$r_{нд}$	$\rho_{факт}$	$r_d$	$r_{нд}$	$\rho_{факт}$
Утренняя нагрузка									
Контроль по первым приращениям («наивная» экстраполяция)	64	52	0,55	78	38	0,67	94	22	0,81
Контроль по первым приращениям с линейной экстраполяцией	90	26	0,77	101	15	0,87	110	6	0,95
Контроль по первым приращениям с нелинейной экстраполяцией	96	20	0,83	103	13	0,89	112	4	0,97
Дневная нагрузка									
Контроль по первым приращениям («наивная» экстраполяция)	318	41	0,89	333	26	0,93	347	12	0,97
Контроль по первым приращениям с линейной экстраполяцией	289	70	0,81	319	40	0,89	339	20	0,95
Контроль по первым приращениям с нелинейной экстраполяцией	331	28	0,92	342	17	0,95	352	7	0,98
Послеобеденная нагрузка									
Контроль по первым приращениям («наивная» экстраполяция)	59	43	0,58	80	22	0,78	90	12	0,88
Контроль по первым приращениям с линейной экстраполяцией	72	30	0,71	87	15	0,85	94	8	0,92
Контроль по первым приращениям с нелинейной экстраполяцией	77	25	0,75	91	11	0,89	97	5	0,95

Калибровка измерительных каналов автоматизированной системы коммерческого учета электрической энергии ОАО «Минский моторный завод», проведенная 16–18 декабря 2015 г., установила рассмотренную неопределенность измерений, соответствующую уровню доверия приблизительно 0,95 при  $\rho = 2,0$  [16]. Практические совпадения калибровочной (теоретической) доверительной вероятности и фактических ее значений в дневные часы нагрузки, рассчитанных по результатам контроля достоверности 9–11 апреля 2018 г., показали, что за прошедший промежуток времени (2,5 года) точностные характеристики системы учета электроэнергии не изменились, и рекомендуемый межкалибровочный интервал – два года – может быть продлен.

### ВЫВОДЫ

1. Показана и обоснована возможность контроля достоверности измерений активной нагрузки промышленных предприятий на основе периодически проводимого анализа характеризующих динамику изменений нагрузки ее первых приращений и их экстраполированных значений фильтрами с постоянной и переменной структурами.



2. Разработаны алгоритмы контроля достоверности измерений нагрузки по первым приращениям и их экстраполированным значениям, позволяющие определять необходимость проведения очередной калибровки измерительных каналов автоматизированной системы учета электроэнергии при существенном превышении вероятности недостоверных результатов измерений, определенной в текущий момент времени, вероятности недостоверных измерений, характеризующих точность измерений системы после регулировки и ремонта по итогам последней калибровки. Это позволит перейти от жестко регламентируемого межкалибровочного интервала измерений к интервалу, продолжительность которого определяется в зависимости от фактического состояния системы учета электроэнергии.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Зингер, И. С. Обеспечение достоверности данных в автоматизированных системах управления производством / И. С. Зингер, Б. С. Куцык. М.: Наука, 1974. 298 с.
2. Мамиконов, А. Г. Достоверность, защита и резервирование информации в АСУ / А. Г. Мамиконов, В. В. Кульба, А. Б. Шелков. М.: Энергоатомиздат, 1986. 304 с.
3. Левин, Г. Я. О соотношении синтаксического и семантического подходов к задаче поиска допустимых значений параметров / Г. Я. Левин // Известия СПбГЭТУ «ЛЭТИ». Проблемы повышения эффективности производства. 1977. Вып. 225. С. 53–56.
4. Глазунов, Л. П. Основы теории надежности автоматических систем управления / Л. П. Глазунов, В. П. Грабовецкий, О. В. Щербаков. Л.: Энергоатомиздат, 1984. 208 с.
5. Бэнн, Д. В. Сравнительные модели прогнозирования электрической нагрузки / Д. В. Бэнн, Е. Д. Фармер; пер. с англ. М.: Энергоатомиздат, 1987. 200 с.
6. Анищенко, В. А. Надежность измерительной информации в системах электроснабжения / В. А. Анищенко. Минск: БГПА, 2000. 128 с.
7. Кавалеров, Г. И. Введение в информационную теорию измерений / Г. И. Кавалеров, С. М. Мондельштам. М.: Энергия, 1974. 375 с.
8. Новицкий, П. В. Оценка погрешностей результатов измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зограф. Л.: Энергоатомиздат, 1985. 248 с.
9. Новицкий, П. В. Динамика погрешностей средств измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зограф, В. С. Лабунец. Л.: Энергоатомиздат, 1990. 192 с.
10. Неопределенность измерения. Ч. 3: Руководство по выражению неопределенности измерения: ГОСТ 34100.3–2017. Введен 01.09.2017. М.: Стандартинформ, 2017. 77 с.
11. Ицкович, Э. Л. Контроль производства с помощью вычислительных машин / Э. Л. Ицкович. М.: Энергия, 1975. 416 с.
12. Свешников, А. А. Прикладные методы теории случайных функций / А. А. Свешников. М.: Наука, 1968. 464 с.
13. Анищенко, В. А. Контроль достоверности измерений параметров энергетических объектов на основе экстраполирующих фильтров / В. А. Анищенко // Известия вузов. Энергетика. 1990. № 8. С. 49–52.
14. Анищенко, В. А. Контроль достоверности измерений в энергосистемах по первым приращениям и на основе экстраполирующих фильтров / В. А. Анищенко, Т. В. Писарук // Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ. 2018. Т. 61, № 5. С. 423–431. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-61-5-423-431>.
15. Анищенко, В. А. Эффективность контроля достоверности измерений в автоматизированных системах управления энергосистемами по предельным значениям / В. А. Анищенко, Т. В. Писарук // Энергетика. Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ. 2017. Т. 60, № 5. С. 407–416. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2017-60-5-407-416>.

16. Свидетельство ВУ 01 № 905/13 о калибровке измерительных каналов автоматизированной системы коммерческого учета электрической энергии ОАО «Минский моторный завод». 2015 г.

Поступила 21.11.2019 Подписана в печать 18.02.2020 Опубликована онлайн 30.09.2020

#### REFERENCES

1. Singer I. S., Kutsyk B. S. (1974) *Ensuring Data Reliability in Automated Production Management Systems*. Moscow, Nauka Publ. 298 (in Russian).
2. Mamikonov A. G., Kul'ba V. V., Shelkov A. B. (1986) *Reliability, Protection and Reservation of Information in the Automated Control System*. Moscow, Energoatomizdat Publ. 304 (in Russian).
3. Levin G. Ya. (1977) On the Ratio of Syntactic and Semantic Approaches to the Problem of Searching for Acceptable Parameter Values. *Izvestiya SPbGETU "LETI". Problemy Povysheniya Effektivnosti Proizvodstva* [Izvestia SPbGETU "LETI" the Problem of Improving the Efficiency of Production], (225), 53–56 (in Russian).
4. Glazunov L. P., Grabovetskii V. P., Shcherbakov O. V. (1984) *Fundamentals of the Reliability Theory of Automatic Control Systems*. Leningrad, Energoatomizdat Publ. 208 (in Russian).
5. Benn D. V., Farmer E. D. (1987) *Comparative Models of Electric Load Forecasting. Translated from English*. Moscow, Energoatomizdat Publ. 200 (in Russian).
6. Anishchenko V. A. (2000) *Reliability of Measurement Information in Electric Power Supply Systems*. Minsk, BGPA. 128 (in Russian).
7. Kavalero G. I., Mondel'shtam S. M. (1974) *Introduction to the Information Theory of Measurements*. Moscow, Energiya Publ. 375 (in Russian).
8. Novitskii P. V., Zograf I. A. (1985) *Estimation of Errors in Measurement Results*. Leningrad, Energoatomizdat Publ. 248 (in Russian).
9. Novitskii P. V., Zograf I. A., Labunets V. S. (1990) *The Dynamics of the Errors of Measuring Instruments*. Leningrad, Energoatomizdat Publ. 192 (in Russian).
10. State Standard 34100.3–2017. *The Uncertainty of the Measurement. Part 3. The Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement*. Moscow, Standartinform Publ., 2017. 77 (in Russian).
11. Itskovich E. L. (1975) *Production Control with the Use of Computers*. Moscow, Energiya Publ. 416 (in Russian).
12. Sveshnikov A. A. (1968) *Applied Methods of the Theory of Random Functions*. Moscow, Nauka Publ. 464 (in Russian).
13. Anishchenko V. A. (1990) Control of Reliability of Measurements of Parameters of Energy Objects Based on Extrapolating Filters. *Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii. Energetika* [Proceedings of the CIS Higher Education Institutions. Energetika], (8), 49–52 (in Russian).
14. Anishchenko V. A., Pizaruk T. V. (2018) Control of Reliability of Measurements in Power Systems According to the First Increment and on the Basis of Extrapolating Filters. *Energetika. Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii i Energeticheskikh Ob'edinenii SNG = Energetika. Proceedings of the CIS Higher Education Institutions and Power Engineering Associations*, 61 (5), 423–431. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2018-61-5-423-431> (in Russian).
15. Anishchenko V. A., Pizaruk T. V. (2017) The Effectiveness of Validation Measurements in Automated Systems of the Power Supply Systems Control in Accordance with Limit Values. *Energetika. Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii i Energeticheskikh Ob'edinenii SNG = Energetika. Proceedings of the CIS Higher Education Institutions and Power Engineering Associations*, 60 (5), 407–416. <https://doi.org/10.21122/1029-7448-2017-60-5-407-416> (in Russian).
16. Minsk Motor Plant (2015) Certificate BY 01 No 905/13 on Calibration of Measuring Channels of the Automated System of Commercial Accounting of Electric Energy of the "Minsk Motor Plant" JSC (in Russian).

Received: 21 November 2019 Accepted: 18 February 2020 Published online: 30 September 2020